わが国における出生性比の上昇とその原因についての考察

松 山 恒 明*

The Recent Increase of Sex Ratio at Birth and Related Factors in Japan

Tsuneaki MATSUYAMA*

Since the 1920's, there has been a slow fluctuating upward trend in primary sex ratio (ratio of males to females at birth) in Japan. The factors concerned with the rise of sex ratio have been analyzed by using the vital statistics and other data for the period from 1947—1969.

There is no evidence indicating that the age of the mother or the birth order are contributing factors causing an increase in the ratio.

The recent decrease in still birth rate suggests a possible relation with the increase of the sex ratio at birth. Provided that the ratio of the number of still births to that of live births were the same in the periods of 1955—64 and of 1965—69, the extent to which the sex ratio at birth in 1955—64 would be modified was calculated. By this calculation, the modified sex ratio at birth in 1955—64 was 106.2, in contrast the actual value was 105.8.

The correlation between the sex ratio at birth and some social indices by prefectures has been examined in the respective periods of 1960—64 and 1965—69. For both periods, significant correlation coefficients were obtained between the sex ratio at birth and the rate of hospitalization at delivery.

Only in 1960—64, social indices as the percentage of employed persons in primary industries to total employees, the “MYNRYOKU” index (synthetic index of socioeconomic indices) and the percentage of women workers to total employees were significantly correlated with the sex ratio at birth by prefectures.

I は じ め に

出生性比（女子出生数を100とするときの男子出生数の比として通常表わされる）は、大略105前後といわれているが¹⁾、時代や地域により、可成りの変動を示すことが従来より観察されてい

る²⁾。たとえば二度の世界大戦中、英国では出生性比の上昇が観察されており³⁾、又1967年における諸国の出生性比を計算してみると、高い方の例ではベルギー 106.4、低い方ではパナマ 103.9と国による違いが認められる⁴⁾。わが国においては水島⁵⁾が指摘しているごとく、大正末より出生性

* 東北大学医学部公衆衛生学教室

* *Department of Public Health, Tohoku University School of Medicine, Sendai, Japan (Head: Prof. Tsuguyoshi Suzuki)*

比は緩徐な上昇傾向を示している。又特に最近数年はその傾向が著るしい。以下わが国の出生性比の上昇について若干の分析を行ない、えられた結果に考察を加える。

II 出生性比並びに出生諸率の年次推移

図 1 に示すごとく、わが国の出生性比は、年次変動を示しながらも、大正末期より一貫して上昇している。この年次変動のうち、明治 39 年、大正 15 年、昭和 25 年、昭和 41 年の変動が激しいのは、午、寅の年の女兒出生を嫌い、出生のとどけが前年又は次年になされるためと推論されている⁵⁾。この影響を除くために、移動平均（5 年間）を用いて作図すると（図中破線で示す）、この年次間変動はかなり少なくなり、昭和 38 年以降の上昇が著るしい。

図 1 出生性比の推移，明治33～昭和45年

図 2 出産順位別出生性比の推移
昭和25～44年

まず出生順位が前であるほど性比が高いとする仮説について検討を加える。図 2 に出産順位別出生性比の推移を昭和 25～44 年の 20 年間について示す。図より明らかなように、第 4 児を別にすればどの出産順位であつても出生性比の上昇が認められる。昭和 22 年以降の出産順位別出生率をみると（表 1）第 3 児、第 4 児、特に第 4 児にあつては出生率が著るしく低下しており、出生数の少ないことが、出生性比の変動を大きくしていると考えられる。

次に母の年令と出生性比との関連について検討した。図 3 に性別、母の年令階級別出生率の推移

表 1 年次別出産順位別出生率，昭和22～44年
出生率：10～49才・女子人口1,000対

	第 1 児	第 2 児	第 3 児	第 4 児
昭和22年	31.2	22.1	16.6	12.4
“ 23 “	34.5	20.8	15.7	11.6
“ 24 “	29.6	26.1	17.1	11.8
“ 25 “	24.8	25.6	15.0	9.7
“ 26 “	20.4	22.8	15.7	9.1
“ 27 “	19.8	20.1	15.9	8.5
“ 28 “	19.4	17.6	14.7	8.1
“ 29 “	19.4	16.2	13.1	7.6
“ 30 “	20.1	16.2	11.9	7.1
“ 31 “	20.7	16.1	10.4	6.1
“ 32 “	19.9	15.9	9.0	4.8
“ 33 “	22.1	16.9	8.8	4.2
“ 34 “	22.5	16.7	8.0	3.4
“ 35 “	22.9	17.1	7.4	2.8
“ 36 “	22.7	17.4	6.9	2.3
“ 37 “	23.8	17.9	6.5	1.9
“ 38 “	24.2	18.6	6.4	1.8
“ 39 “	25.0	19.5	6.4	1.6
“ 40 “	26.2	21.1	6.6	1.5
“ 41 “	21.2	14.1	4.6	1.1
“ 42 “	27.3	24.1	7.0	1.4
“ 43 “	25.9	22.3	6.8	1.3
“ 44 “	25.4	22.4	7.3	1.4

資料：人口動態統計

註：① 出産順位の児数は同じ母の出産した児の数であつて、妊娠第 6 月以後の死産児を含む
② 昭和 25 年は出生順位であり、死産児は含まない。

図3 性別、母の年令階級別出生率 昭和30～44年
率は同年令階級女子人口1000対

図4 母の年令階級別出生性比、昭和25～44年
—5年移動平均—

(昭和30～44年)を示す。20～24才、25～29才の率はこの15年間にはほぼ一定であるが、他の年令階級では減少の後、停滞を示している。母の年令階級別出生性比の推移を図4に示す。各年の数値より出生性比を算出すると、変動が大きいため、昭和25～44年について出生数の5年移動平均の値を用いて示してある。図より明らかなように、母の年令15～19才の出生性比が昭和34～38年に大きく低下したことを別にすると、各年令階級共に漸増傾向を示している。これまでいわれてきた母の年令が若いほど出生性比が高いという説に反して、ここでは30～34才の性比が相対的に高く推移している。

図5 死産率の推移、昭和23～44年

図6 後期自然死産率と新生児死亡率の推移
昭和36～44年

III 死産並びに死産性比

次に近年における死産の減少の推移と、出生性比の関連を分析する。

図5にわが国における自然、人工死産率の推移を昭和23～44年について示す。近年自然死産、人工死産の両率ともに減少傾向を示すが、特に人工死産率の減少傾向が著るしい。

図6に性別後期自然死産率及び性別新生児死亡率、再掲として性別早期新生児死亡率の最近10年間の推移を示す。各比率ともに減少傾向を示しているが、特に後期自然死産率の低下傾向が著る

表2 妊娠期間別自然、人工死産性比，昭和30～39，40～44年

	総 死 産		自 然 死 産		人 工 死 産	
	30～39年	40～44年	30～39年	40～44年	30～39年	40～44年
総 数	128.0	130.0	128.7	130.2	127.3	129.8
4 ケ 月	202.2	240.1	231.4	276.4	189.0	215.0
5 "	145.9	151.8	153.7	158.4	142.7	146.9
6 "	116.5	116.7	117.9	117.5	115.6	115.8
7 "	113.0	110.6	115.7	112.8	110.3	107.3
8 "	123.7	121.4	125.8	122.4	112.1	108.9
9 "	123.3	127.8	125.1	128.1	117.8	118.7
10 "	129.2	127.6	128.6	127.4	144.4	137.5
11ヶ月以上	128.6	124.0	125.7	124.3	162.6	114.3

しい。

表2に最近年次の妊娠期間別死産性比を示す。死産性比は昭和30～39年，40～44年の死産数をそれぞれ一括して算出した。尚，不詳は除いて計算した。

死産総数性比についてみると，自然死産，人工死産共に40～44年の方がわずかに高位である。妊娠月別では4，5月の性比が高く，一旦下降した後，妊娠後期に再び高くなる傾向が観察される。

ここで若干の仮定をおいて，死産の減少が出生性比を変動せしめうるか否かを検討する。

昭和30～39年及び40～44年の性別出生数を合計して出生性比を算出すると，それぞれ105.8，106.4を得る。今，この両年次における自然，人工死産の性不詳分が，それぞれの年次の自然，人工死産性比に従うとして，按分比例により，当該年次の性別，自然，人工死産数に加える。次に昭和40～44年の性別出生数に対する同年次の性別死産数の割合を算出する。この割合によつて昭和30～39年の推定自然，人工死産数を求める。昭和30～39年の実死産数からこの推算数を引いた残りの数を，昭和30～39年の性別出生数に加える。以上の結果

表3 生存期間別乳児死亡性比の推移，昭和31～44年

	1 年 満 未 満	4 週 満 未 満	1 週 満 未 満	再 掲						
				24時間 未 満	1 日～	2 日～	3 日～	4 日～	5 日～	6 日～
昭和31年	122.8	126.7	130.5	121.0	146.5	151.9	126.0	107.9	116.8	132.5
" 32 "	125.1	127.2	133.5	133.8	150.2	135.8	119.2	120.7	128.7	133.4
" 33 "	124.8	128.8	134.2	135.9	141.0	148.3	129.1	114.4	125.1	124.4
" 34 "	127.0	131.9	137.3	133.3	152.3	156.2	128.0	122.9	133.4	114.3
" 35 "	128.4	131.5	135.1	129.7	148.5	152.0	126.6	117.3	126.3	127.6
" 36 "	132.3	135.4	141.8	142.7	149.6	153.5	135.8	131.7	118.7	141.3
" 37 "	129.6	132.1	139.5	136.6	152.0	134.5	135.6	132.3	139.6	141.0
" 38 "	130.5	134.1	139.7	142.3	150.4	138.6	137.0	131.9	122.9	133.9
" 39 "	132.4	136.1	141.5	147.4	143.3	152.7	132.4	137.8	122.5	126.0
" 40 "	134.0	137.7	143.4	146.5	154.0	147.5	133.3	123.8	126.6	144.1
" 41 "	134.2	137.3	141.0	141.4	143.6	140.9	136.8	152.2	133.0	131.7
" 42 "	135.2	138.3	141.5	139.6	155.7	140.5	139.5	123.4	135.0	137.1
" 43 "	139.9	144.4	148.2	144.7	164.3	152.3	132.9	133.2	136.2	154.9
" 44 "	137.2	143.1	147.4	138.1	165.6	159.5	133.2	135.6	140.0	139.5

得られた30～39年の推定出生数により推定出生性比を算出すると106.2になる。この結果は死産の減少により、出生性比が上昇する可能性のあることを示す。

IV 乳児死亡性比

表3に生存期間別乳児死亡性比を示す。この15年間（昭和30～44年）に各生存期間共に性比が上昇している。前述の通り、後期自然死産比と新生児死亡率は近年一貫して減少しており、この両者の動向と乳児死亡性比の上昇傾向とを合わせて考えると、死産から出生へのくりこみが考えられる。この場合、乳児死亡性比が死産性比よりもはるかに高いことの説明が難かしいが、死産原因のうち難産や出産損傷の性比が著るしく高い（後期死産、昭和43年；骨盤の骨、臓器または組織の異常を伴う難産——性比（以下同）137.0、胎児、骨盤不適合を伴う難産——205.4、胎児の位置異常を伴う難産——139.9、娩出力異常を伴う難産——169.8、その他及び詳細不明の合併症を伴う難産154.1、原因の記載のない出生時損傷——139.6）ことから、出産時に前述の状況にあり、しかも死なずに出生し、その後に死ぬものがふえて来ている可能性が考えられよう。

V その他の要因

地域との関連：表4に年次別都道府県別出生性比を示す。性別、都道府県別出生数を毎5年3期について合計したものをを用いて性比を算出した。この地域的な出生性比の分布と関連を有する可能性のある要因として、すでにのべた死産から出生へのくりのべが考えられるので、まず施設内出生割合をとり上げ、出生性比との相関を算出した。昭和37年及び昭和42年の施設内出生割合と、昭和35～39年、昭和40～44年の都道府県別出生性比との間には、両年次とも危険率5%以下で有意の順相関が認められる。（ $r=+0.4353$, $r=+0.3474$ ）

施設内出生割合が出生性比と有意の相関を示すことから、他の社会指標との関連について分析を加えるべきと考え、試みに上述の昭和35～39年及

表4 都道府県別出生性比の推移

昭和30～44年

	30～34年	35～39年	40～44年
全 国	105.7	105.8	106.4
北海道	105.9	106.2	105.9
青森	104.5	105.9	106.3
岩手	105.4	106.1	105.9
宮城	105.5	106.2	106.9
秋田	104.9	105.7	105.7
山形	105.4	106.4	106.8
福島	104.2	105.9	105.4
茨城	104.6	105.0	105.3
栃木	105.4	105.8	105.5
群馬	106.4	106.2	106.4
埼玉	105.6	105.2	106.1
千葉	104.8	105.5	106.6
東京	106.5	106.4	106.7
神奈川	106.6	106.2	106.7
新潟	105.6	105.2	106.0
富山	104.9	106.5	108.0
石川	105.9	105.5	106.1
福井	105.7	105.0	105.9
山梨	105.0	106.2	107.5
長野	105.1	105.6	106.7
岐阜	106.3	106.0	105.7
静岡	105.6	106.8	106.9
愛知	105.6	105.2	106.9
三重	106.2	106.5	106.3
滋賀	106.5	105.3	106.2
京都	107.2	106.3	105.9
大阪	106.8	106.1	106.8
兵庫	106.0	106.1	106.2
奈良	105.3	105.4	105.6
和歌山	107.8	106.0	107.6
鳥取	105.9	104.7	106.3
島根	106.0	104.4	107.5
岡山	105.2	106.5	107.6
広島	106.3	105.7	106.7
山口	105.3	105.9	105.2
徳島	105.7	105.5	106.1
香川	106.6	105.6	107.0
愛媛	105.7	105.1	106.3
高知	105.5	105.7	107.7
福岡	105.7	106.0	106.7
佐賀	105.7	106.0	105.8
長崎	105.9	105.3	105.3
熊本	105.2	104.3	106.3
大分	104.7	105.6	106.8
宮崎	104.6	105.2	105.4
鹿児島	104.6	104.8	106.1

び昭和40～44年の都道府県別出生性比と、都道府県別第一次産業就業者割合（昭和37年及び昭和43年）との相関を算出したところ、昭和35～39年では危険率1%以下で有意の逆相関を得たが、（ $r=-0.4062$ ）、昭和40～44年については有意性を認

めない。(r=-0.1623) さらに民力(朝日新聞社刊)に発表された都道府県別民力水準(昭和37年43年)を用いて同様に出生性比との相関関係を検討した所、これも昭和35~39年において危険率5%以下で有意の順相関を認めるが、(r=+0.3710)昭和40~44年においては有意性を認めない。(r=+0.2984)

最後に都道府県別全就業人口に対する女子労働人口割合(昭和35年, 40年)と前述の出生性比との相関を検討したが、同様に昭和35~39年では危険率5%以下で有意の順相関(r=+0.3828)を認めたが、昭和40~44年では有意性を認めない。

VI 考 按

出生性比の変動要因については、従来より種々の説がのべられている。性によつて生まれた子の価値に差のある社会では、性比に影響をもたらすような社会慣習のあることが、例えばエスキモーにおける女兒殺しとして知られている⁶⁾。またある場合には非嫡出子のうちの男のみが嫡出にくみこまれ、非嫡出子の出生性比が低くなることもある⁷⁾。

わが国における出生性比の年次変動が、干支の問題と深くかかわっていることは、しばしば指摘されている。しかし前述の通り、5年移動平均の方法により出生性比の推移を観察するとこの変動は少なくなり、大正年間末期より緩徐な、昭和38年以降は急激な性比の上昇が認められる。干支の問題は性比の年次変動に大きな影響は与えているが、性比の上昇に対しては、直接の影響を与えていないと考えられよう。

母の年令あるいは出生順位と出生性比との関連についての検討も従来より行なわれている。Martin³⁾は第一次、第二次世界大戦中のイングランド・ウェールズにおける出生性比の変動について論じ、母の出産年令の若い程、又出生順位の早い程出生性比が高いこと、同期間中に婚姻率が上昇していることの3点から、戦時の特殊現象として婚姻率が上昇し、若い母親が、出生順位の早い子供を産むことが、この時期での出生性比上昇の一因

であろうと述べている。

この点についてわが国の戦後の場合、出産順位の早いものの性比が高いという傾向はみられず、又母の年令階級別出生性比も、かえつて30~34才が他の年令に比し高い性比で推移している。婚姻率も最近12年間は人口1,000対9~10の範囲で安定している。以上より、わが国の出生性比の上昇傾向が、母のある特定の年令階級又は特定の出産順位の出生性比と関連すると考えることは難かしい。

死産性比が高いことはよく知られているが、死産数の減少が出生性比に影響することが考えられる。すでにTschuprow⁹⁾は19世紀半ばより20世紀初頭にかけてのヨーロッパ各国について出生性比の推移を調べ、出生性比の大きさは死産又は早産の数と負の相関を持つという仮説を提起している。戦後におけるわが国の死産率等の動向は、特に昭和43年以降の諸数値との関連において、上記のTschuprowの説を裏付けている様に思われる。死産数の減少分を出生として計算した結果では、出生性比が上昇することを確め得た。但しこの場合、死産児の性判定が問題になる。

Serr⁹⁾は流産例の性判定を行ない、人工流産では165.9、自然流産では135.5という数値を得ている。しかし最近Mikamo¹⁰⁾は736例の流産胎児及び手術時摘出児を調べた結果、胎児月数が若いほど性比が低いことを発表し、従来の死産児の性決定方法に疑問を投げかけている。前述の死産数の減少分を出生にくり込むという推算は、人口動態統計にあらわれた死産性比にもとづいて算出しており、妊娠早期の性判定に問題があるとすれば、この推算も再考の必要がある。

出生性比に影響を与える可能性のあるその他の要因のうち、前述の死産の問題とも関連して、まず医療施設内分娩割合をとり上げた。Hobbs¹¹⁾は、病院内分娩における妊娠合併症と出生性比との関係について検討を行ない、「治療をうけた早産」の性比が169で他の合併症に比し、有意に高いこと、統計的に有意ではないが、「出血」が性比122を示すことを述べており、施設内分娩が死産防止

につながり、ひいては出生性比を上昇させる結果となることを示唆している。わが国の場合、都道府県別施設内出生割合と都道府県別出生性比との間には、昭和35～39年、40～44年の2期共に危険率5%以下で有意の順相関が認められており、Tschuprow, Hobbsの考えが支持される結果である。

いくつかの社会指標、即ち都道府県別第一次産業就業人口割合、民力水準、女子労働人口割合について出生性比との相関を検討したところ、昭和35～39年においてはいずれも危険率5%以下で有意の相関をみとめるが、昭和40～44年には有意性をみとめない。これらの社会指標と出生性比との平行性がある時期についてのみ認められたこと理由は、本報告の範囲では不明である。なお、上にとり上げた各種社会指標の地域間較差は、変異係数を用いて観察すると昭和35～39年に比し、昭和40～44年では第一次産業就業者割合では増大、他の2つでは縮小している。

受胎調節の普及によつて性比がどの様に変るかという問題は、多くの人々により論じられている。Goodman¹²⁾はそれまで発表された説をとりまとめ、人々が男児出生の場合、又は女児出生の場合、それ以後の妊娠にどう対応するかにより、I～III型のモデルを考え、それぞれについて理論的な性比計算を行ない、モデルにより性比の動向が変ることをみている。しかしこの場合問題にしているのは人口性比である。

一方受胎調節の普及により出生数の減少がおこれば、出生性比が上昇する可能性が考えられる。この点についてMussalli¹³⁾は家族の子供の数と出生性比との関連を調べ、子供の数2～3人の家庭での出生性比が高いと報告している。しかしCruz-Coke¹⁴⁾はサンチアゴで行なわれた受胎調節普及計画(1960～1969)において、期間中出生性比には変化がなかったと報告している。

VII 結 語

わが国の出生性比の上昇傾向に関連を有する可能性のある要因について、主として戦後の数値に

ついて検討し、次の結果を得た。

- 1) 母の年令階級別、あるいは出産順位別出生性比では、性比の上昇に特に関与すると考えられる年令階級又は出産順位は認められない。
- 2) 死産数の減少が出生性比増加の一因と考えられる。
- 3) 都道府県別にみると施設内出生割合と出生性比には地理的平行性が認められる。
- 4) 若干の都道府県別の社会指標と出生性比との相関を昭和35～39年、40～44年の2期についてしらべたが、昭和35～39年にのみ有意性を認める。

参 考 文 献

- 1) 館稔：古屋芳雄監修，公衆衛生学，1，116，日本臨床社（1948）
- 2) C・クラーク著，杉崎真一訳：人口増加と土地利用 31，大明堂（1969）
- 3) Martin, W. J.: Sex ratio during war, *Lancet* 245:807, (1943)
- 4) *Demographic Yearbook, 1969: United Nations*, New York (1970)
- 5) 村井隆重：ひのえうま総決算，厚生指標，15:5，3—9（1968）
- 6) E. A. リグレイ著，速水融訳：人口と歴史，47，平凡社（1971）
- 7) 水島治夫：斉藤潔編集：公衆衛生学上巻，20～28，金原出版（1956）
- 8) Tschuprow, A. A.: *Bull. Inst. int. Statist.*, 20: 378 (1915) ……3) より引用
- 9) Serr, D., Ismajovich, B.: Determination of the primary sex ratio from human abortion, *Am J. Obstet. Gynec.* 87:63 (1963)
- 10) Mikamo, K.: Prenatal sex ratio in man. Observations contradictory to the prevailing concept, *Obstet. Gynec.*, 34:710—6 (1969)
- 11) Hobbs, M. S.: Secondary sex ratio following bleeding in pregnancy, *Lancet*, 1:462—3 (1966)
- 12) Goodman, L. A.: Some possible effect of birth control on the human sex ratio, *Ann. Hum. Genet.* 25:75 (1961)
- 13) Mussalli, N. G.: Primary sex ratio and size of family *Lancet*, 1:42 (1970)
- 14) Cruz-coke,: Birth control and sex ratio, *Lancet*, 2:426 (1970)